Document de travail n° 20

La disparité des taux de chômage : analyse de l'impact de la structure économique

Andrew Burns

1991

ISSN 1180-3495

92-05311/

La disparité des taux de chômage : analyse de l'impact de la structure économique

Les résultats publiés dans le présent document demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'engagent en rien le Conseil économique du Canada.

Les droits d'auteur sur les « Documents de travail » du Conseil économique appartiennent à la Couronne. Toute reproduction de courts extraits est autorisée aux termes de la législation canadienne sur le droit d'auteur. L'autorisation de reproduire ou de citer de longs extraits doit être adressée au :

Directeur des publications
Conseil économique du Canada
Case postale 527
Ottawa (Ontario)
K1P 5V6

Table des matières

Remerciements vii

Avant-propos ix

Résumé xi

Introduction 1

La structure économique et le chômage régional 2
Définition de la stucture économique 2
Le chômage corrigé de l'influence de la structure économique 4
Biais d'agrégation 5
L'interdépendance de la structure et de la probabilité 6

Les probabilités de chômage d'une personne 7
La modélisation des probabilités de chômage d'une personne 7
Ébauche d'un modèle 9
Un modèle économétrique 10
Données et estimations 11

La structure économique et les disparités régionales 12
Estimations empiriques du taux de chômage corrigé de l'influence de la structure économique 17
La comparabilité des taux de chômage selon le recensement et selon l'EPA 20

Questions d'interprétation 26
L'écart non structurel 26
Le chômage structurel 28
Analyse des estimations 30

Résumé et conclusion 31

Appendice A 35

Notes 39

Bibliographie 41

Liste des tableaux et graphiques 43

Remerciements

Au cours de la rédaction de ce rapport, j'ai reçu l'aide d'un certain nombre de personnes. Je tiens à exprimer mes remerciements à plusieurs de mes collègues du Conseil économique du Canada avec qui j'ai discuté de ces questions depuis un an : Ross Preston, Jean-Pierre Voyer et Richard Roy, pour ne nommer que ceux-là. Leurs commentaires et suggestions ont contribué beaucoup à préciser l'objet de mon exposé et à lui donner sa substance. Je voudrais souligner de façon explicite le travail du Comité des publications du Conseil et, en particulier, du lecteur-arbitre dont les commentaires au sujet d'une version antérieure m'ont incité à apporter des changements significatifs qui, je l'espère, auront contribué à améliorer la présentation du rapport. En outre, je voudrais remercier le Groupe de l'informatique pour la patience dont il a fait preuve, les nombreux calculs et régressions ayant consommé une quantité considérable de temps de traitement-machine. Enfin, je tiens à remercier Mary Rowe, Pat Nevin et Marg Willis qui m'ont toutes fourni une aide précieuse à un moment ou l'autre. Je demeure seul responsable de toute erreur ou omission restante.

Avant-propos

L'économie canadienne se caractérise par une disparité persistante des taux de chômage entre les régions. Au cours des 30 dernières années, les provinces de l'Atlantique ont enregistré des taux de chômage qui, en moyenne, ont été de 30 % plus élevés que le taux national, tandis que les provinces des Prairies ont eu tendance à connaître des taux de 30 % inférieurs à la moyenne nationale. Ces tendances, ajoutées aux différences marquées dans la structure économique des régions, ont amené certains observateurs à soutenir que les disparités régionales dans les taux de chômage résultent de différences au niveau de la structure industrielle.

La distinction entre les causes structurelles et non structurelles des disparités régionales de chômage a une importance critique pour la conception des politiques. Bien que le chômage élevé, peu importe la cause, soit une préoccupation au plan individuel et soulève d'importantes questions d'équité interpersonnelle, il n'en est pas pour autant un indice d'inefficience économique. Si les écarts dans les taux de chômage régionaux sont entièrement expliqués par des différences de structure économique, ces écarts ne sont pas forcément révélateurs d'une inefficience économique. Par ailleurs, si les écarts de chômage entre les régions ne peuvent s'expliquer par des différences de structure économique, alors une certaine forme de distorsion du marché ou un phénomène de demande globale au niveau régional pourrait être à l'œuvre et des gains considérables pourraient être réalisés au plan de l'efficience économique en pratiquant des politiques appropriées.

Si l'argument en faveur d'une explication structurelle des disparités de chômage a toujours été intuitivement séduisant, les économistes n'ont recueilli que peu de preuves démontrant que la structure expliquerait une bonne partie des différences interrégionales observées. L'apport principal de cette recherche est de raffiner la méthodologie présentement utilisée pour mesurer la structure. Les estimations faites à partie de cette nouvelle méthode laissent penser qu'une part significative (supérieure à 50 %) de la disparité de chômage observée pourrait, de fait, être attribuable à la structure économique.

Ce document a été préparé par Andrew Burns, économiste au Conseil. La recherche a été entreprise dans le cadre de l'examen fait par le Conseil, des marchés du travail au Canada en vue de la publication de son Vingt-septième Exposé annuel [1990], intitulé *Décennie de transitions*.

Judith Maxwell
Présidente

Résumé

Dans cette étude, l'auteur présente de nouvelles estimations de la mesure dans laquelle les différences de structure économique peuvent expliquer les disparités interprovinciales entre les taux de chômage dans trois années de recensement : 1971, 1981 et 1986. Les coefficients estimés à partir d'un modèle logit de la probabilité de chômage d'une personne dans chacune des 10 provinces ont été utilisés pour calculer des taux de chômage corrigés de l'influence de la composition professionnelle et industrielle, qui simulent ce qu'aurait été le taux de chômage dans chaque province si les caractéristiques de la population active et de l'industrie dans cette province avaient été les mêmes qu'en Ontario. Les taux de chômage corrigés de l'influence de la composition professionnelle et industrielle indiquent que lorsque la structure économique est maintenue constante, le niveau des disparités interprovinciales est sensiblement réduit. On peut ainsi expliquer jusqu'à 50 % de l'écart entre les taux de chômage des provinces en 1986 par des différences de structure industrielle.

AVIS AU LECTEUR

Signalons que nous avons utilisé dans les tableaux les symboles suivants, employés par Statistique Canada :

.. chiffre non disponible
... n'ayant pas lieu de figurer
– néant ou zéro

Introduction

Les observateurs de l'économie canadienne ont longtemps soutenu qu'une part importante des écarts de taux de chômage entre les régions est attribuable aux différences de structure industrielle d'une province à l'autre. Ainsi, on soutient que le chômage à Terre-Neuve est plus élevé qu'en Ontario parce que les industries situées dans la première ont tendance à être plus saisonnières et moins stables. Une personne qui travaille à Terre-Neuve aura donc, toute chose étant égale par ailleurs, une plus grande probabilité d'être en chômage, tandis que la province dans son ensemble aura une plus grande probabilité d'avoir un taux de chômage plus élevé. Malgré l'attrait de ces arguments à première vue, les économistes ont eu bien peu de succès dans leurs efforts pour quantifier l'importance de cet effet.

Dans le présent document, nous faisons des estimations de la contribution de la structure économique régionale aux disparités de chômage au Canada à trois moments distincts : juin 1971, 1981 et 1986. Ces estimations sont un prolongement du genre de calculs faits par Perry [1970], Hall [1970] et Summers [1986] aux États-Unis. Nous donnons ici à la structure un sens large pour tenir compte simultanément des effets de la démographie, des compétences des travailleurs, de l'industrie, de la profession, des considérations linguistiques et de la structure urbaine/rurale de l'économie et de la population active. Ainsi définie, la structure économique pourrait expliquer jusqu'à 50 % des écarts interprovinciaux des taux de chômage. Tandis que la part de la structure reste importante, nous montrons aussi qu'un récent accroissement des disparités interprovinciales en matière de chômage est attribuable à des influences non structurelles.

Les taux de chômage peuvent différer d'une économie à l'autre (d'une province à l'autre) pour un grand nombre de raisons. Keynes [1936, p. 6] a soutenu qu'à tout moment, il existe trois types de chômage : involontaire, volontaire et frictionnel. Des économistes de tradition keynésienne ont développé la classification originale de Keynes pour qu'elle englobe le chômage structurel, le chômage frictionnel et le chômage cyclique. On a largement cru que le chômage frictionnel et le chômage structurel (ce dernier comprend des éléments de chômage frictionnel et de chômage involontaire) sont relativement constants dans le temps et que la plupart des fluctuations observées dans le taux de chômage global résultent de variations du chômage cyclique. Cependant, la notion selon laquelle le chômage structurel est stable a été remise en question plus récemment.

De plus en plus, l'analyse macroéconomique tient compte de l'interdépendance des conditions économiques, de la structure économique et des institutions. Tout le débat sur le phénomène d'hystérèse sur le marché du travail et sur les marchés des changes constitue une reconnaissance du fait que

les changements dans les conditions économiques peuvent avoir des conséquences permanentes pour la structure d'une économie et la façon dont une structure économique donnée influe sur les grands agrégats économiques. De même, certains auteurs [p. ex.: Lilien, 1982] soutiennent qu'il existe des imperfections du marché qui font en sorte que l'incidence de la structure d'une économie change avec les conditions économiques. Le présent document s'insère dans cette tradition moderne en fournissant des estimations du chômage structurel qui dépendent des conditions économiques extérieures. Dans ce cadre analytique, les agrégats économiques peuvent varier, dans le temps ou dans l'espace, pour trois types de raisons : 1) les conditions économiques extérieures, 2) les facteurs institutionnels et 3) la structure économique. Ces trois facteurs déterminent ensemble le niveau de chômage dans une province. Pour cette raison, un changement dans l'un ou l'autre de ces trois facteurs modifiera à la fois le taux de chômage dans cette province *et l'incidence que chaque genre de facteurs a sur le taux de chômage global.*

Le présent document se divise en six sections : l'introduction; la deuxième section, où nous définissons ce que nous entendons par structure économique et où nous décrivons comment d'autres auteurs ont essayé d'en mesurer l'importance; la troisième, où nous présentons le modèle de probabilité qui sous-tend nos résultats empiriques; la quatrième, dans laquelle nous présentons nos estimations de l'influence de la structure économique sur le chômage régional; la cinquième section où nous traitons de ces résultats et de leur interprétation; enfin, la dernière section où nous résumons nos résultats.

La structure économique et le chômage régional

Définition de la structure économique

Une économie est un organisme extrêmement complexe. Elle consiste en un vaste regroupement d'agents – entreprises et particuliers – dont chacun pratique un certain nombre d'activités. L'interaction de ces agents – les actes de production et de consommation – constitue l'objet de la science économique. Les caractéristiques objectives des agents – l'âge, le sexe et les compétences des travailleurs ainsi que la technologie de production, les ressources des entreprises et leur secteur d'activité – constituent la structure d'une économie (voir l'encadré).

La théorie microéconomique nous amène à prévoir que des agents semblables placés dans des situations semblables – c'est-à-dire exposés à des stimulants semblables – se comporteront de façon semblable et que des agents ayant des caractéristiques différentes se comporteront de façon différente. Ainsi, les grandes entreprises ne fonctionnent pas de la même façon que les petites entreprises, tandis que l'on peut s'attendre à ce que les femmes mariées ayant

Structure économique

La détermination de la structure industrielle et de la composition de la population active

La structure industrielle, professionnelle et démographique de toute économie (nationale ou provinciale) est dictée au moins en partie par ses ressources naturelles. Du poisson en abondance et l'éloignement par rapport aux grands marchés sont des caractéristiques qui définissent l'économie de Terre-Neuve et qui signifient un avantage au niveau des coûts dans la production du poisson mais un important désavantage dans la production de biens durables volumineux et de biens manufacturés destinés aux grands marchés du continent. De même, le sud de l'Ontario, grâce à sa proximité des grands marchés et des grandes industries des États-Unis, est bien situé pour se spécialiser dans la production de biens manufacturés et de biens durables difficiles à transporter.

En outre, les caractéristiques éducationnelles, démographiques et personnelles d'une population sont aussi, dans une certaine mesure, fonction des ressources. À tout moment donné, la démographie d'une province est dictée par les facteurs culturels, historiques et économiques qui influent sur les taux de natalité, de mortalité et de migration de sa population. De même, les compétences de la population active au sein d'une économie traduisent des choix faits dans le passé en fonction des cheminements de carrière qui s'offraient alors. Ces possibilités étaient fonction de la structure industrielle, elle-même en grande partie déterminée par les ressources. La structure industrielle d'une province et les caractéristiques de sa population sont donc inextricablement liées à l'histoire, à la culture et aux ressources naturelles. Il n'est pas réaliste d'envisager des changements à la structure industrielle sans changements simultanés à la population active, et vice versa. C'est pourquoi il est nécessaire de considérer que la structure industrielle et la composition de la population active ont été déterminées simultanément et sont interdépendantes.

Nous utilisons l'expression « structure économique » pour désigner l'ensemble des caractéristiques individuelles et industrielles qui décrivent une économie et sa population active. L'âge, le sexe, l'état civil, la scolarité, la profession et le lieu de résidence de la population active, ainsi que des attributs plus strictement économique – comme la composition industrielle, la densité des marchés du travail et la nature des emplois – constituent la structure économique d'une économie. Lorsque nous faisons allusion à l'impact de la structure sur les disparités de chômage, nous pensons à l'incidence commune de la structure industrielle d'une région et des caractéristiques de sa population active.

de jeunes enfants agissent différemment des hommes célibataires. Les entreprises du secteur des services réagissent aux fluctuations du marché d'une manière différente de celle des entreprises du secteur manufacturier, tandis que les premiers gagne-pain réagissent différemment des autres salariés.

Suivant le même principe, nous nous attendons à ce qu'une industrie qui fonctionne dans le cadre d'un ensemble particulier de conditions économiques exogènes se comporte différemment si elle se retrouve dans un deuxième ensemble de conditions.

À tout moment, c'est-à-dire dans tout ensemble donné de circonstances exogènes, les agrégats économiques, comme les taux de chômage provinciaux, peuvent différer soit parce que les caractéristiques des industries et des travailleurs diffèrent d'une province à l'autre (différences de structure économique), soit parce que des acteurs objectivement semblables se comportent de façon différente dans diverses provinces. Les taux de chômage régionaux peuvent varier parce que des agents semblables se comportent différemment ou parce qu'une économie a relativement plus d'entreprises ou de travailleurs ayant des caractéristiques de chômage élevé.

Avec le temps, les changements dans les facteurs non structurels (tels le niveau de la demande globale, les prix mondiaux et le cadre des politiques) peuvent entraîner des variations dans les taux de chômage régionaux. Ainsi, le taux de chômage de toute province à n'importe quel moment sera déterminé à la fois par 1) la structure économique de cette province, 2) le fonctionnement particulier des marchés du travail dans la province et 3) les conditions économiques extérieures.

Le chômage corrigé de l'influence de la structure économique

Dans les années 70 et 80, diverses études ont visé à expliquer l'augmentation du chômage et des disparités régionales par les changements survenus dans la structure économique. Parmi les plus importantes, on peut citer celles de Perry [1970], Hall [1970] et Summers [1986], qui ont essayé de calculer des taux de chômage « corrigés de l'influence de la structure économique ». Ces auteurs ont noté que le taux de chômage global est simplement égal à la somme pondérée des taux de chômage de sous-groupes, où la pondération est déterminée par les parts de ces sous-groupes dans la population active. À l'échelle régionale, le taux de chômage de la province j (UR_{jt}) est simplement égal à la somme des taux de chômage (UR_{ijt}) de tous les sous-secteurs, pondérés selon leur part de la population active (n_{ijt}/N_{jt}). Mathématiquement, cette relation s'exprime de la façon suivante :

$$UR_{jt} = \sum_{0}^{I} UR_{ijt} \times \frac{n_{ijt}}{N_{jt}}. \qquad (1)$$

L'équation (1) s'est prêtée à deux genres de calculs différents dans les études. Dans le premier cas, on a cherché à déterminer dans quelle mesure les mouvements intertemporels du taux de chômage global d'une économie peuvent s'expliquer par l'évolution de sa structure économique. Le deuxième genre de calcul visait à déterminer dans quelle mesure les différences de struc-

ture économique d'une économie à l'autre peuvent expliquer les écarts de taux de chômage. Les calculs que nous présentons ici appartiennent au deuxième groupe. Dans l'équation (1), il devrait être clair qu'à tout moment (t), les taux de chômage provinciaux peuvent différer soit parce que les parts des sous-secteurs de la population active diffèrent d'une province à l'autre, soit parce que les taux de chômage des sous-secteurs diffèrent, soit en raison de l'effet conjugué de ces deux facteurs.

Pour isoler l'effet de la structure économique, il suffit de garder constante la répartition des caractéristiques entre les régions. L'équation (2) représente la formule d'un taux de chômage corrigé de l'influence de la structure économique, où l'on suppose que les parts des divers sous-secteurs dans la population active observées en Ontario sont les mêmes dans toutes les provinces. Le taux de chômage corrigé indique le taux de chômage dans la province j que l'on pourrait prévoir si elle avait la même composition industrielle que l'Ontario[1].

$$UR_{jt}^{C} = \sum_{0}^{I} UR_{ijt} \times \frac{n_{i,\,ont,\,t}}{N_{ont,\,t}}. \qquad (2)$$

Si les différences de structure industrielle constituaient la seule explication des écarts de taux de chômage entre les provinces, UR^C serait égal au taux de chômage de l'Ontario. Si elles n'expliquaient aucunement les écarts observés, ce qui serait le cas si la répartition des industries dans la province j était la même qu'en Ontario ou si toutes les industries avaient le même taux de chômage, $UR_{jt}{}^{C}$ serait égal à UR_{jt}.

Ensemble, les équations (2) et (3) nous permettent de décomposer l'écart effectif entre le taux de chômage de la province j et celui de l'Ontario en une composante structurelle et une composante non structurelle :

Écart total = écart structurel + écart non structurel

$$UR_{jt} - UR_{ont,\,t} = (UR_{jt} - UR_{jt}^{C}) + (UR_{jt}{}^{C} - UR_{ont,\,t}). \qquad (3)$$

En termes simples, l'écart entre le taux de chômage de la province j et celui de l'Ontario est égal à la somme des différences structurelles ($UR_{jt} - UR_{jt}{}^{C}$), soit l'écart entre les taux de chômage expliqué par les différences dans les parts de la population active de chaque province, et des différences non structurelles ($UR_{jt}{}^{C} - UR_{ont,t}$), soit la différence expliquée par des différences dans les taux de chômage des sous-secteurs.

Biais d'agrégation

Bien que la logique qui sous-tend l'équation (3) soit claire, il n'a pas été possible en pratique de produire des mesures exactes de l'influence de la

structure industrielle au moyen de la méthode des tableaux à double entrée. Le problème fondamental est qu'une classification unidimensionnelle ou même tridimensionnelle, à moins d'être très désagrégée, ne peut pas décomposer la population active en groupes suffisamment homogènes pour permettre des estimations exactes de la probabilité que leurs membres soient en chômage. Le taux de chômage moyen d'un sous-groupe particulier ne constitue pas une mesure exacte de la probabilité de chômage d'une personne de ce sous-groupe. L'utilisation du taux de chômage moyen dans le calcul du taux de chômage corrigé de l'influence de la structure économique peut donc donner lieu à un biais d'agrégation.

Le problème est évident si nous examinons les probabilités de chômage d'un travailleur dans le secteur des services. Selon les classifications types, un travailleur du secteur des services pourrait tout aussi bien être président d'une société d'assurance-vie que placier dans un cinéma. De toute évidence, ces deux personnes ont des caractéristiques individuelles et des possibilités d'emploi fort différentes. Même si nous tenons compte simultanément de la profession, il n'est pas possible d'obtenir une estimation précise de la probabilité de chômage d'une personne. Prenons un gestionnaire dans le secteur de l'hébergement et des services alimentaires. Une telle personne pourrait tout aussi bien être gérant-adjoint d'un restaurant McDonald que directeur d'une chaîne d'hôtels. Ces problèmes ne sont pas entièrement théoriques, car ils peuvent donner lieu à des estimations sérieusement biaisées de l'importance de la structure. Un exemple simple est présenté à l'appendice A pour illustrer notre propos.

Plus le niveau de désagrégation est poussé, plus il est vraisemblable que les probabilités estimées de chômage sont correctes. Les taux de chômage des sous-groupes sont en fait des estimations simples des taux prévus de chômage des personnes qui ont les caractéristiques du groupe. Plus les groupes sont désagrégés, plus la prévision conditionnelle (probabilité) est précise. À la limite, nous pouvons calculer pour chaque personne évoluant dans l'économie des probabilités de chômage qui dépendront de ses caractéristiques individuelles et des caractéristiques du marché du travail auquel elle participe. C'est précisément la méthode que nous avons adoptée.

L'interdépendance de la structure et de la probabilité

Il importe de noter que le taux de chômage corrigé de l'influence de la structure économique calculé à l'équation (2) n'est pas indépendant des conditions économiques. L'incidence d'une différence de structure économique n'est pas indépendant des probabilités sectorielles de chômage. Même si la structure économique reste constante, son impact peut varier si les probabilités de chômage changent. Prenons le cas de deux économies avec deux structures économiques très différentes, mais avec des taux de chômage identiques dans

chaque sous-secteur. Il devrait ressortir de l'équation (2) que le taux de chômage corrigé sera le même que le taux réel, et de l'équation (3) que l'*incidence* des différences de structure économique est nulle.

En termes plus réalistes, l'impact de structures économiques différentes sur les taux de chômage provinciaux dépend des conditions économiques. De faibles différences de structure peuvent avoir des effets importants si les taux de chômage diffèrent grandement d'un secteur à l'autre. Parce que l'impact de la structure dépend des événements économiques, l'écart structurel entre deux provinces peut changer même si leurs structures économiques ne changent pas. Prenons l'exemple d'une province où l'on retrouve une concentration relative d'industries sensibles aux cycles économiques. En récession, son taux de chômage augmentera proportionnellement plus que celui des autres provinces. Dans nos résultats, il en ira de même de l'écart structurel relatif de cette province par rapport aux autres. *Pendant* une récession, sa structure économique a pour effet d'accroître le taux de chômage dans une plus grande mesure que dans les autres provinces. Il est parfaitement normal que l'écart structurel soit plus élevé pendant les périodes de ralentissement économique[2]. De même, les économies fondées sur les ressources ont un chômage structurel relativement faible dans les périodes d'expansion et un chômage structurel relativement élevé durant les ralentissements. En fait, il est tout à fait possible que la structure d'une économie comme celle de l'Alberta soit nettement favorable à un moment donné, par exemple lors d'un boom pétrolier, et soit nettement défavorable à un autre, disons après une chute des prix du pétrole.

Cette analyse contribue à souligner un fait théorique et empirique important qui est souvent négligé : le chômage structurel n'est pas indépendant de la conjoncture économique. La structure économique peut être plus ou moins immuable, ou du moins, peut changer très lentement, mais ses répercussions sur le chômage et sur les disparités de chômage n'est pas immuable.

Les probabilités de chômage d'une personne

À tout moment, le taux de chômage d'une province ou d'une région en particulier est égal au nombre de chômeurs divisé par le nombre de personnes dans la population active. Le taux de chômage dans une province est une fonction directe des probabilités de chômage des gens qui composent sa population active. Plus les travailleurs sont vulnérables au chômage, plus le taux de chômage global est élevé.

La modélisation des probabilités de chômage d'une personne

La théorie économique nous incite à penser que la probabilité de chômage d'une personne à un moment donné est fonction 1) de sa probabilité d'avoir

été en chômage dans le passé et 2) une fois en chômage, la période qui lui sera vraisemblablement nécessaire pour trouver un nouvel emploi ou quitter la population active. Chacune de ces probabilités dépend de la participation de la personne au marché du travail, des conditions économiques qui influent sur le marché du travail dont elle fait partie et du niveau global d'activité économique[3].

L'expression « participation au marché du travail » vise à englober des aspects du comportement individuel qui font que l'on est plus ou moins enclin à perdre son emploi et, lorsqu'on l'a perdu, plus ou moins enthousiaste dans ses activités de recherche d'un emploi. On soutient souvent que les jeunes actifs, qui ont relativement peu de responsabilités, ont une moindre participation au marché du travail et donc de plus fortes probabilités de chômage. De même, le deuxième gagne-pain dans un ménage est considéré comme plus enclin au chômage, car le coût d'opportunité d'une perte de revenu familial partielle est moindre que celle d'un travailleur unique ou d'un premier gagne-pain. Que cela soit attribuable à la discrimination ou à une corrélation avec des attributs désirables ou indésirables, certaines caractéristiques (comme l'âge, la scolarité, le sexe, la langue ou le statut d'immigrant) sont associées à des probabilités de chômage élevées ou faibles.

De même, à un moment donné, certaines industries et professions sont plus vulnérables au chômage que d'autres. Dans le contexte canadien, certaines industries sont très rentables et peuvent donc mieux supporter les fluctuations du marché, tandis que d'autres ont une rentabilité plus marginale et doivent faire varier leur demande de main-d'œuvre en fonction de l'évolution de la demande pour leurs produits ou de la fluctuation des coûts non liés à la main-d'œuvre. Au sein des industries, certains postes sont plus stables que d'autres. Les ingénieurs et les gestionnaires qui travaillent pour des entreprises de construction risquent moins d'être en chômage que les charpentiers travaillant pour ces entreprises. Les personnes qui se trouvent sur des marchés du travail caractérisés par des entreprises instables ou marginales, toutes choses étant égales par ailleurs, seront plus exposées à connaître le chômage.

Enfin, la conjoncture économique, le prix mondial des facteurs de production et des produits, les conditions climatiques et les conditions qui caractérisent les ressources peuvent tous influer sur les probabilités de chômage associées à une personne ou un marché du travail donné.

L'interaction des caractéristiques de la personne, des caractéristiques du marché du travail auquel elle appartient et de l'environnement extérieur peut être représentée dans un modèle simple de probabilités de chômage d'une personne. Dans les lignes qui suivent, nous ne faisons qu'esquisser brièvement un tel modèle. On pourra trouver dans la documentation des analyses théoriques plus détaillées.

Ébauche d'un modèle

Représentons les caractéristiques d'une personne participant à la population active par X_i et les caractéristiques du marché du travail sur lequel elle se trouve, c'est-à-dire les caractéristiques des entreprises qui l'emploient ou auprès desquelles elle recherche un emploi, par Y_i, et représentons par E_T divers facteurs exogènes aux travailleurs ou aux entreprises individuelles, comme la situation du cycle économique au moment T et dans le passé, les termes de l'échange, le cadre institutionnel et politique, les attitudes culturelles à l'égard du travail et du chômage et tout autre facteur capable d'influer sur la fréquence ou la durée du chômage.

Mathématiquement, la probabilité qu'un particulier i soit chômeur au temps T, soit $p(u_{iT})$, peut être exprimée comme la somme du produit de deux probabilités :

$$p(u_{iT} \mid X_i, Y_i, E_T) = \int_{t=-\infty}^{T} h(u_{it} \mid X_i, Y_i, E_T) \times s(d_{it} \geq T - t \mid X_i, Y_i, E_T), \quad (4)$$

où $h(u_{it})$ est la probabilité que la personne i tombe en chômage au temps t (le taux de risque de chômage) et $s(d_{it} \geq T\text{-}t)$ est la probabilité que cette personne, après être tombée en chômage au temps t, soit encore chômeur au temps T (la fonction de survie de ceux qui deviennent chômeurs au temps t), et où les trois fonctions subissent l'influence de facteurs exogènes passés et présents (E_T), des caractéristiques de la personne (X_i) et des caractéristiques du marché du travail dont elle fait partie (Y_i).

Si nous voulons porter notre attention sur la probabilité qu'une personne soit en chômage à un moment donné, nous pouvons faire abstraction des facteurs qui varient avec le temps car, à tout moment donné T, ils sont constants. La probabilité qu'une personne ayant des caractéristiques X_i et évoluant sur un marché du travail particulier décrit par Y_i au temps T, sera en chômage peut être exprimée de la façon suivante :

$$p_T(u) = f_T(X_i, Y_i), \quad (5)$$

où $f_T(\,)$ subit l'influence de toutes les valeurs passées et présentes des facteurs exogènes variant avec le temps (E_T) de l'équation (4).

De la même façon que la probabilité de chômage d'une personne donnée dans une industrie donnée peut varier dans le temps selon la conjoncture économique ou les termes de l'échange, il est possible que deux personnes affichant des caractéristiques personnelles et professionnelles identiques aient des probabilités de chômage différentes si elles évoluent dans des économies différentes. Les différences interprovinciales au plan de la dotation en

ressources – et, par conséquent, de l'importance des rentes disponibles – ainsi que les différences dans le cadre de réglementation, le cycle économique et les attitudes culturelles à l'égard du travail et du chômage peuvent faire en sorte que des personnes identiques occupant des emplois identiques aient des probabilités de chômage différentes. L'équation (6) fait en sorte que la probabilité de chômage d'une personne ayant des caractéristiques données et évoluant sur un marché du travail donné puisse varier d'une province à l'autre (j) :

$$p_{Tj}(u) = f_{Tj}(X_i, Y_i). \tag{6}$$

Un modèle économétrique

Évidemment, il est impossible d'observer la probabilité de chômage d'une personne comme telle. Par conséquent, même avec les meilleures données sur ses caractéristiques personnelles et sur celles des marchés du travail auxquels elle appartient, la modélisation empirique de la probabilité de chômage d'une personne présente des problèmes particuliers.

Bien que nous ne puissions pas mesurer directement cette probabilité, nous pouvons déduire certaines informations sur la probabilité sous-jacente en examinant la situation qui la concrétise : l'activité observée de la personne. Plus précisément, supposons qu'il existe un seuil de probabilité p^* choisi au hasard tel qu'une personne sera en chômage si sa probabilité de chômage non observée excède p^*. Soit $H_T(X_i, Y_i)$ un indicateur binaire tel que $H_T(X_i, Y_i)$ soit égal à 1 si, au temps T, la personne est en chômage, et à 0 si elle a un emploi. Nous pouvons utiliser un modèle binaire pour déterminer si la probabilité de chômage non observée dépasse le seuil p^* d'une personne; en d'autres termes, nous pouvons modéliser de la façon suivante la probabilité que la personne soit de fait en chômage :

$$\begin{aligned} p_{Tj}(H(\,) = 1 \mid X_i, Y_i) &= p(P^* \leq p_{Tj}(u \mid X_i, Y_i)) \\ &= F_{Tj}(X_i, Y_i), \end{aligned} \tag{7}$$

où $F(\,)$ est une fonction cumulative de distribution et p^* est une variable de seuil choisie au hasard.

Si nous supposons que $F(\,)$ est la distribution logit et qu'elle est paramétriquement linéaire dans X_i, Y_i, alors

$$p_{Tj}(H(\,) = 1 \mid X_i, Y_i) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_{Tj} X_i + \beta_{Tj} Y_i)}}, \tag{8}$$

ce qui constitue une relation empiriquement estimable. L'équation (8) indique que la probabilité qu'une personne soit effectivement en chômage suit une courbe logistique conditionnée par ses caractéristiques personnelles (X_i) et celles du marché du travail où elle se trouve (Y_i). L'utilisation de la fonction logistique est courante dans de telles équations à cause de son efficacité et de ses propriétés statistiques souhaitables [Amemiya, 1981].

Données et estimations

Les séries de données dont nous disposons nous donnent beaucoup de détails sur les caractéristiques des particuliers, une information limitée sur les caractéristiques des marchés du travail et très peu d'information sur les facteurs exogènes. Les bandes-échantillons à grande diffusion des recensements de 1971, 1981 et 1986 renferment des renseignements sur l'âge, le sexe, l'état civil, la situation du ménage, la scolarité, la branche d'activité, la profession, la catégorie de travail, la mobilité, la migration interprovinciale, la citoyenneté, l'appartenance à une minorité, la taille de la collectivité, la situation sur le marché du travail, la nature de l'activité, le nombre d'enfants, la taille de la famille et le nombre d'enfants de moins de cinq ans d'un échantillon représentatif de Canadiens. On peut penser que chacune de ces caractéristiques peut influer sur la probabilité qu'une personne soit en chômage à un moment donné parce qu'elle exerce une influence sur la durée de la période de chômage ou la probabilité d'être chômeur.

On peut interpréter de la façon suivante le modèle empirique présenté à l'équation (8) : compte tenu de l'état du monde au temps T, la probabilité qu'une personne devienne chômeur est fonction de deux éléments :

1 les caractéristiques personnelles de la personne et celles du marché du travail auquel elle participe ($X_i Y_i$);

2 la manière dont ces facteurs interagissent, c'est-à-dire le comportement des marchés du travail (β_T), qui est en grande partie déterminé par les conditions économiques.

Nous savons que des provinces différentes ont des taux de chômage différents. Il s'ensuit donc que les caractéristiques de leurs populations actives et de leurs structures industrielles sont différentes ou que les marchés du travail dans différentes provinces fonctionnent de façons différentes, ou encore une combinaison quelconque de ces deux éléments.

La taille des sous-échantillons nous a empêché d'estimer l'équation (8) pour chaque province. Nous avons donc produit des estimations des paramètres pour cinq régions : les provinces de l'Atlantique, le Québec, l'Ontario, les

provinces des Prairies et la Colombie-Britannique. Les différentes provinces à l'intérieur des régions ont été identifiées au moyen d'une variable auxiliaire provinciale.

Nous avons fait les estimations à l'aide de méthodes du maximum de vraisemblance, en utilisant le modèle LIMDEP de Greene [1988][4]. Nous présentons au tableau 1 des statistiques sommaires pour chacune des trois régressions faites pour les années 1971, 1981 et 1986. Le ratio de vraisemblance et ρ^2 sont des indicateurs de la validité globale de l'ajustement. Le ratio de vraisemblance est une distribution de χ^2 avec le nombre de degrés de liberté indiqué. Le ρ^2 de McFadden est censé être analogue au R^2 ordinaire et est compris entre 0 et 1. Le pourcentage de chômeurs prédit correctement est censé être un indicateur approximatif de l'efficacité prévisionnelle du modèle[5]. Au tableau 2, nous présentons un échantillon de certaines des estimations des coefficients pour chacune des trois années. La plupart des variables sont des catégories. La catégorie résiduelle est indiquée entre parenthèses. Les coefficients significatifs à un niveau de 10 % sont identifiés par un astérisque (*), tandis que ceux qui sont significatifs à un niveau de 5 % sont signalés par deux astérisques (**). Un signe négatif signifie que l'attribut indiqué a réduit la probabilité de chômage, tandis qu'un signe positif indique que l'attribut a accru cette probabilité. Bien qu'on ne puisse pas interpréter les valeurs des coefficients estimés comme des probabilités marginales, il s'agit de transformations monotones des probabilités marginales réelles. Par conséquent, des valeurs plus grandes supposent des effets plus grands. On peut obtenir de l'auteur un relevé complet des estimations et des valeurs t asymptotiques.

Dans le contexte de l'analyse limitée des variables dépendantes, les résultats sont satisfaisants. Il ne faut jamais rejeter un modèle à cause d'un manque de signification statistique. Le fait que le recensement de 1981 ait été réalisé à la veille de ce qui a peut-être été la plus sérieuse récession depuis la Seconde Guerre mondiale peut expliquer pourquoi les estimations basées sur ces données ont une efficacité prédictive moins grande de la situation d'une personne sur le marché du travail. Les forces qui ont provoqué la récession de 1981-1982 étaient sans doute déjà à l'œuvre et pourraient bien avoir eu une incidence sur la précision des estimations des paramètres.

La structure économique et les disparités régionales

Étant donné les hypothèses de distribution qui sont implicites dans notre choix de la fonction de probabilité logit et la validité des variables explicatives utilisées, les 15 séries de paramètres estimés sont des estimations non biaisées des paramètres effectifs. Nous pouvons les utiliser pour examiner le rôle de la structure économique dans la détermination des taux de chômage provinciaux. Les paramètres de l'équation (8) nous permettent de calculer

Tableau 1

Statistique récapitulative de la régression, 1971, 1981 et 1986

	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
1971					
Logarithme de la vraisemblance maximum	−1 404,4	−4 922,8	−6 203,8	−2 423,9	−2 039,4
Ratio de vraisemblance	1 140,8	4 873,8	4 551,4	1 942,2	1 492,2
ρ^2 de McFadden	28,8	33,1	26,8	28,6	26,8
Pourcentage de *U* correct	25,4	34,3	25,3	23,7	25,6
Degrés de liberté	64	64	64	64	64
N	6 719	22 270	34 167	14 971	9 248
1981					
Logarithme de la vraisemblance maximum	−3 487,3	−8 969,5	−9 994,1	−3 986,6	−3 366,1
Ratio de vraisemblance	1 472,2	2 813,0	2 945,8	2 279,2	1 479,8
ρ^2 de McFadden	17,4	13,5	12,8	22,2	18,0
Pourcentage de *U* correct	21,9	28,0	19,8	14,3	15,5
Degrés de liberté	72	72	72	72	72
N	10 196	31 449	45 636	21 959	13 986
1986					
Logarithme de la vraisemblance maximum	−4 065,5	−9 708,3	−11 463,0	−6 245,4	−4 820,5
Ratio de vraisemblance	2 493,0	7 329,4	5 252,0	3 229,0	3 220,8
ρ^2 de McFadden	23,4	27,4	18,6	20,5	25,1
Pourcentage de *U* correct	28,1	30,4	24,5	17,2	27,4
Degrés de liberté	63	63	64	64	64
N	10 749	32 236	49 604	23 504	15 385

(analytiquement) le taux de chômage prévu pour chaque catégorie de travailleurs ayant les caractéristiques de chaque travailleur de notre échantillon. La technique d'estimation fait en sorte que la somme pondérée de ces taux de chômage prévus est égale au taux de chômage effectif de chaque province, ce qui nous permet d'écrire l'équation suivante :

Tableau 2

Certaines estimations des paramètres, 1971, 1981 et 1986

	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
Terre-Neuve					
1971	–3,618**	...	...	...	...
1981	–1,209**	...	...	...	...
1986	–0,936**	...	...	...	...
Nouvelle-Écosse					
1971	–3,853**	...	...	...	...
1981	–1,412**	...	...	...	...
1986	–1,690**	...	...	...	...
Nouveau-Brunswick					
1971	–3,854**	...	...	...	...
1981	–1,381**	...	...	...	...
1986	–1,475**	...	...	...	...
Québec					
1971	...	–3,278**	...	...	...
1981	...	–0,895**	...	...	...
1986	...	–0,646**	...	...	...
Ontario					
1971	...	...	–2,609**	...	...
1981	...	...	–1,221**	...	...
1986	...	...	–0,527**	...	...
Manitoba					
1971	...	...	...	–2,928**	...
1981	...	...	...	–2,613**	...
1986	...	...	...	–1,578**	...
Saskatchewan					
1971	...	...	...	–3,007**	...
1981	...	...	...	–2,921**	...
1986	...	...	...	–1,536**	...
Alberta					
1971	...	...	...	–2,871**	...
1981	...	...	...	–3,098**	...
1986	...	...	...	–1,531**	...
Colombie-Britannique					
1971	...	...	...	...	–3,151**
1981	...	...	...	...	–2,131**
1986	...	...	...	...	–1,548**

Tableau 2 (suite)

	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
Sexe masculin					
1971	–0,465**	–0,299**	–0,120	–0,088	–0,059
1981	0,058	–0,035	0,104**	0,171*	0,354**
1986	0,124	0,104*	0,029	–0,071	–0,028
Jeunes enfants					
1971	–0,127**	–0,076**	–0,027	–0,082*	0,076
1981	0,049	0,051**	–0,017	–0,025	0,037
1986	...	...	...	...	...
Âge					
1971	–0,033	–0,050**	–0,077**	–0,084**	–0,014
1981	–0,030	–0,045**	–0,044**	–0,009	–0,015
1986	–0,033*	–0,046**	–0,079**	–0,033**	–0,024*
Âge^2 (× 0,0001)					
1971	3,6	6,2**	10,0**	10,0**	1,6
1981	0,2	0,4**	0,6	0,6	0,6
1986	1,5	3,7**	8,2**	2,6	2,5
Français (anglais)					
1971	–0,177	0,111	0,291	0,264	–17,938
1981	0,317*	0,136	0,189	0,876	–15,727
1986	0,051	–0,133	0,436	0,571	–15,433
Bilingue (anglais)					
1971	0,111	0,017	0,175**	0,244*	0,352**
1981	0,056	–0,013	0,107	0,122	0,020
1986	0,130	–0,143	0,089	–0,154	0,037
Élémentaire (école secondaire)					
1971	0,205	0,134*	0,234**	0,397**	0,317**
1981	0,336**	0,224**	0,201**	0,424**	0,187
1986	0,518**	0,403**	0,106	0,190**	0,411**
Universitaire (école secondaire)					
1971	–0,195	–0,155	–0,067	–0,117	–0,381
1981	–0,184	–0,345**	–0,109	–0,431**	–0,462**
1986	–0,612**	–0,258**	0,039	–0,402**	–0,238
Étude de troisième cycle (école secondaire)					
1971	–0,961	–0,310	0,130	–0,135	–0,270
1981	–0,397	–1,228**	–0,673**	–0,430	–0,210
1986	–0,547	–0,547**	0,152	–0,517*	–0,101

Tableau 2 (fin)

	Atlantique	Québec	Ontario	Prairies	Colombie-Britannique
Plein temps (travailleur autonome)					
1971	0,491*	0,553**	0,344**	0,623**	0,113
1981	0,217	0,293**	0,215**	0,271*	0,094
1986	0,594**	0,015	–0,022	0,162	0,071
Temps partiel (travailleur autonome)					
1971	0,530*	0,613**	0,285*	0,505**	0,495**
1981	0,320**	0,399**	0,204**	0,219	0,221
1986	0,618**	0,295**	–0,023	0,312**	0,253**
Grande ville (petit centre urbain), 1971	–0,138	–0,128	–0,234**	–0,196*	–0,237**
Grande ville (petit centre urbain), 1981	–0,461**	–0,291**	–0,315**	0,012	–0,372**
Grande ville (petite), 1986	...	–0,292**	–0,349**	0,272**	–0,221**

*Indique un coefficient estimatif important au niveau de 10 %.
**Indique un coefficient estimatif important au niveau de 5 %.

$$UR_{jt} = \sum_{i=0}^{N_{jt}} \frac{e^{\beta_{jt}X_{it}}}{1 + e^{\beta_{jt}X_{it}}} \times \frac{1}{N_{jt}} \quad \forall j,$$

$$= \sum_{i=0}^{N_{jt}} E(UR_{ijt} \mid X_{it}, \beta_{jt}) \times \frac{1}{N_{jt}} \quad \forall j, \qquad (9)$$

où i désigne les particuliers et N_{jt} est égal à la population active de la province j au temps t, et où les paramètres du modèle (β_{jt}) dépendent de la région et de l'année pour lesquelles ils ont été estimés. Afin de simplifier, nous supprimons désormais les Y de notre notation et nous utilisons X pour représenter à la fois les caractéristiques individuelles et sectorielles. L'équation (9) a une forme semblable à celle de l'équation (1), utilisée par d'autres chercheurs, sauf que le nombre de catégories distinctes de travailleurs dans la présente analyse dépasse de beaucoup celui des travaux précédents et que la méthode employée pour estimer le taux de chômage prévu pour les catégories de travailleurs est différente.

Estimations empiriques du taux de chômage corrigé de l'influence de la structure économique

Comme pour la méthode des tableaux à double entrée, l'examen de l'équation (9) montre clairement qu'à un moment donné, le taux de chômage d'une province peut varier pour l'une des deux raisons suivantes : 1) en raison de différences dans la structure économique (les X) ou 2) à cause de différences dans la façon dont les caractéristiques individuelles et celles du marché du travail interagissent pour déterminer les probabilités (les β). Dans toute année donnée, le taux de chômage d'une province diffère de ceux des autres provinces en raison de différences dans la structure économique et parce que les marchés du travail des diverses provinces fonctionnent différemment.

Si nous maintenons constante d'une province à l'autre la répartition des caractéristiques des particuliers et des marchés du travail, nous pouvons calculer des taux de chômage corrigés de l'influence de la structure économique essentiellement de la même façon qu'avec les équations (2) et (3). Le processus présente toutefois deux difficultés. La première provient de la nature non linéaire de la fonction logit et la deuxième du fait que nombre de nos variables explicatives sont discrètes et que, par conséquent, leur fonction n'est donc pas dérivable. Ces deux difficultés peuvent toutefois être analysées.

Supposons deux personnes avec des caractéristiques X_1 et X_2. Supposons que la première personne vit dans la province a et que la seconde personne vit dans la province b. Supposons que $F(\ )$ représente la fonction logit; les probabilités de chômage des personnes 1 et 2 au temps t sont donc données par $p_1(u)$ et $p_2(u)$:

$$p_{1t}(u) = F(\beta_{ta}, X_1),$$

$$p_{2t}(u) = F(\beta_{tb}, X_2). \tag{10}$$

La différence entre leurs probabilités est la suivante :

$$\Delta p_t(u) = F(\beta_{ta}, X_1) - F(\beta_{tb}, X_2), \tag{11}$$

qui ne peut pas être réduite davantage en raison de la non-linéarité et de l'impossibilité de dériver la fonction. Nous pouvons toutefois écrire ce qui suit :

$$\Delta p_t(u)\,|_{\beta_{ta}} = F(\beta_{ta}, X_1) - F(\beta_{ta}, X_2),$$

$$\Delta p_t(u)\,|_{\beta_{tb}} = F(\beta_{tb}, X_1) - F(\beta_{tb}, X_2), \tag{12}$$

où la première expression, $\Delta p_t(u)|_{\beta_{ta}}$, mesure la différence entre la probabilité de chômage d'une personne ayant des caractéristiques semblables à celles

d'une personne et d'un marché du travail X_1 vivant dans la province *a*, et la probabilité de chômage d'un personne avec les caractéristiques X_2 vivant dans la même province. La seconde expression, $\Delta p_t(u)|_{\beta_b}$, donne la même information pour les personnes qui vivent dans la province *b*. Si nous devions poser la question plus générale, à savoir quel est l'effet des différences de caractéristiques entre les personnes des provinces *a* et *b* sur leur probabilité de chômage, il nous faudrait répondre que cet effet dépend de la province dans laquelle vivent ces personnes.

Dans notre analyse, nous souhaitons déterminer l'effet cumulatif des différences de caractéristiques de toutes les personnes vivant dans les provinces *a* et *b*, c'est-à-dire, en d'autres termes, l'effet de la structure économique des deux provinces. Le véritable impact de la structure économique sur les taux de chômage provinciaux se trouvera quelque part entre l'estimation basée sur le postulat voulant que les marchés fonctionnent comme dans la province *a* et celui voulant qu'ils fonctionnent comme dans la province *b*.

Globalement, la somme pondérée de ces différences nous donne deux estimations de l'effet de la structure économique sur les taux de chômage provinciaux. L'équation (13) découle de l'équation (9) et montre le taux de chômage prévu dans toutes les provinces selon l'hypothèse qu'elles ont la même structure économique que l'Ontario mais que les marchés du travail continuent de fonctionner dans chaque province comme auparavant (SUR_{jta}). Elle montre aussi le taux de chômage que l'on pourrait prévoir en Ontario si la structure économique de cette province était la même que celle des autres provinces mais sans que le comportement de son marché du travail ne change (SUR_{jtb}). L'équation (13) est donc directement analogue à l'équation (2).

$$SUR_{jta} = \sum_{i=0}^{N_{ont}} \frac{e^{\beta_{jt} X_{ont,i}}}{1 + e^{\beta_{jt} X_{ont,i}}} \times \frac{1}{N_{ont,t}} \quad \forall\, j \mid j \neq ont,$$

$$SUR_{jtb} = \sum_{i=0}^{N_j} \frac{e^{\beta_{ont,t} X_{jt}}}{1 + e^{\beta_{ont,t} X_{jt}}} \times \frac{1}{N_{jt}} \quad \forall\, j \mid j \neq ont. \qquad (13)$$

Les deux taux de chômage simulés constituent une estimation du taux de chômage que l'on obtiendrait dans la province *j* si la répartition des caractéristiques des personnes et des entreprises était la même qu'en Ontario. À priori, les deux simulations tiennent compte aussi bien l'une que l'autre de l'influence de la structure. L'influence véritable de la structure se trouve vraisemblablement quelque part entre les deux estimations. Plus les taux de chômage initiaux sont rapprochés, plus l'estimation est précise. Comme nous n'avons aucune information préalable sur l'estimation qui est la plus proche du taux effectif, nous utilisons l'estimation moyenne.

Le taux de chômage corrigé de l'influence de la composition professionnelle est le taux de chômage qui serait observé si les marchés du travail continuaient de fonctionner comme ils le font maintenant, mais en éliminant toutes les influences attribuables à la composition professionnelle. Si les marchés du travail de toutes les provinces avaient un comportement identique, tous les taux de chômage corrigés de l'influence de la composition professionnelle seraient identiques et égaux au taux de chômage de l'échantillon de l'Ontario. L'écart entre les taux de chômage corrigés de l'influence de la composition professionnelle et les taux de chômage effectifs observés en Ontario indique dans quelle mesure des facteurs non structurels sont à l'origine des disparités de chômage entre les régions.

Nous présentons aux tableaux 3 et 4 des estimations des taux de chômage corrigés de l'influence de la structure économique et des taux moyens. Au tableau 5, l'écart entre le taux de chômage de chaque province et celui de l'Ontario est ventilé en composantes associées à des facteurs structurels [correspondant à $UR_{Tj} - (SUR_{Tja}+SUR_{Tjb})/2$] et à des facteurs non structurels $[(SUR_{Tja}+SUR_{Tjb})/2)-UR_{Tont}]$. Au graphique 1, nous reproduisons sous forme graphique les données du tableau 6.

Il devrait ressortir de la série d'équations (13) que les mesures du chômage structurel dépendent des β_{jt} estimés, qui sont eux-mêmes déterminés par les conditions économiques particulières que l'on retrouve au temps t. Par conséquent, nos estimations du chômage structurel et de la disparité fondée sur la structure dépendent des facteurs économiques externes qui ont cours au temps t, par exemple le cycle économique, les prix mondiaux des exportations et

Tableau 3

Taux de chômage corrigés en fonction de la composition professionnelle, 1971

	Réel	$SUR_{71ja} = F(\beta_{71j}X_{ont})$	$SUR_{71jb} = F(\beta_{71ont}X_j)$	Moyen
Terre-Neuve	10,12	10,05	8,02	9,04
Île-du-Prince-Édouard	..	..	..	..
Nouvelle-Écosse	8,23	8,59	7,17	7,88
Nouveau-Brunswick	8,18	8,58	7,15	7,87
Québec	10,25	8,62	9,14	8,88
Ontario	6,79	6,79	6,79	6,79
Manitoba	6,13	6,80	5,78	6,29
Saskatchewan	5,00	6,45	5,07	5,76
Alberta	6,47	7,07	5,96	6,52
Colombie-Britannique	8,94	7,86	7,57	7,72

Tableau 4

Taux de chômage corrigés en fonction de la composition professionnelle, 1981

	Réel	$SUR_{81ja} = F(\beta_{81j}X_{onl})$	$SUR_{81jb} = F(\beta_{81onl}X_j)$	Moyen
Terre-Neuve	20,22	13,83	11,45	12,64
Île-du-Prince-Édouard	..	..	..	..
Nouvelle-Écosse	13,72	12,02	9,36	10,69
Nouveau-Brunswick	17,92	12,28	11,65	11,97
Québec	13,58	11,73	10,64	11,19
Ontario	8,31	8,31	8,31	8,31
Manitoba	7,98	8,57	7,50	8,04
Saskatchewan	6,11	6,93	8,31	7,62
Alberta	5,36	6,16	7,54	6,85
Colombie-Britannique	9,01	8,54	8,41	8,48

Tableau 5

Taux de chômage corrigés en fonction de la structure économique, 1986

	Réel	$SUR_{86ja} = F(\beta_{86j}X_{onl})$	$SUR_{86jb} = F(\beta_{86onl}X_j)$	Moyen
Terre-Neuve	29,46	21,51	13,31	17,41
Île-du-Prince-Édouard	17,85	13,72	11,28	12,50
Nouvelle-Écosse	15,33	12,89	10,96	11,93
Nouveau-Brunswick	19,70	15,41	12,49	13,95
Québec	14,55	13,64	12,48	13,06
Ontario	8,21	8,21	8,21	8,21
Manitoba	9,38	8,87	8,69	8,78
Saskatchewan	9,52	9,31	8,73	9,02
Alberta	11,25	10,77	8,30	9,54
Colombie-Britannique	14,67	11,77	10,71	11,24

des importations canadiennes, les politiques de l'État et les attitudes culturelles à l'égard du travail.

La comparabilité des taux de chômage selon le recensement et selon l'EPA

Le lecteur familier avec les statistiques provinciales de chômage constatera rapidement que les taux de chômage cités ici pour les provinces ne corres-

Tableau 6

Écarts de chômage entre les provinces : éléments structurels et non structurels, 1971, 1981 et 1986

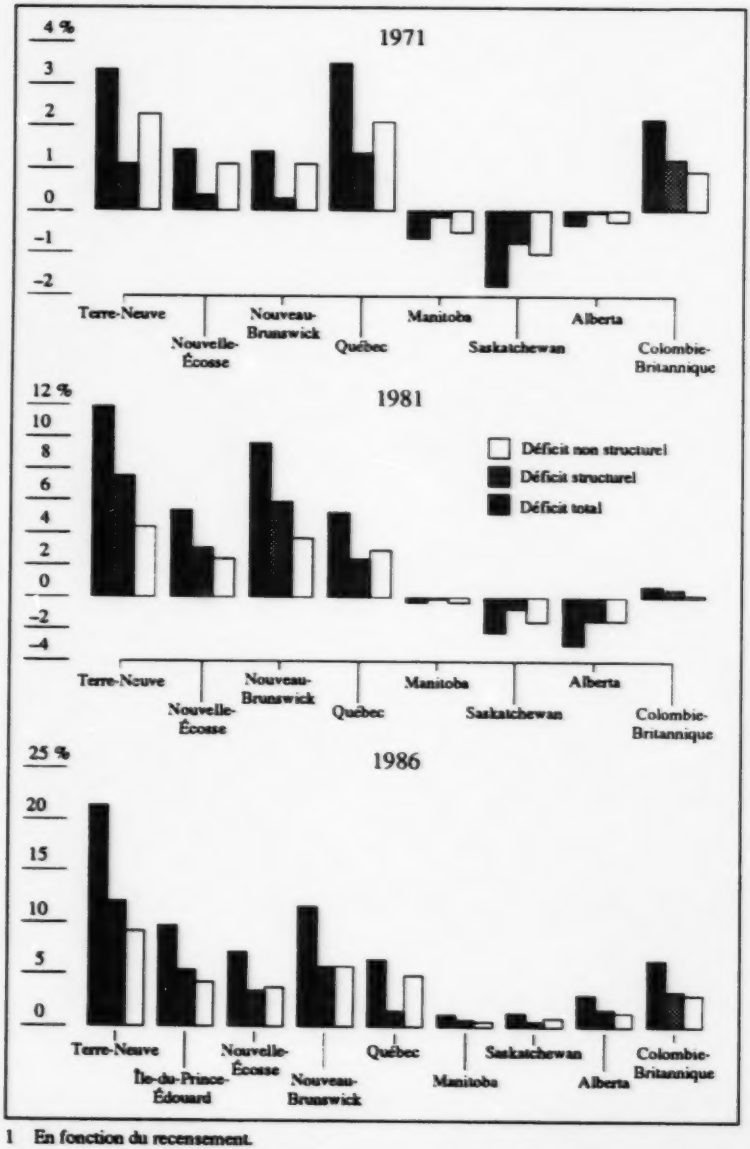
	Écart réel	Élément structurel	Élément non structurel	Part du total attribuable à la structure
				En pourcentage
1971				
Terre-Neuve	3,33	1,08	2,25	32,43
Nouvelle-Écosse	1,44	0,35	1,09	24,31
Nouveau-Brunswick	1,39	0,31	1,08	22,30
Québec	3,46	1,37	2,09	39,60
Manitoba	–0,66	–0,16	–0,50	24,24
Saskatchewan	–1,79	–0,76	–1,03	42,46
Alberta	–0,32	–0,05	–0,27	15,63
Colombie-Britannique	2,15	1,22	0,93	56,74
1981				
Terre-Neuve	11,91	7,58	4,33	63,64
Nouvelle-Écosse	5,41	3,03	2,38	56,01
Nouveau-Brunswick	9,61	5,95	3,66	61,91
Québec	5,27	2,39	2,88	45,35
Manitoba	–0,33	–0,06	–0,27	18,18
Saskatchewan	–2,20	–1,51	–0,69	68,64
Alberta	–2,95	–1,49	–1,46	50,51
Colombie-Britannique	0,70	0,53	0,17	75,71
1986				
Terre-Neuve	21,25	12,05	9,20	56,71
Île-du-Prince-Édouard	9,64	5,35	4,29	55,50
Nouvelle-Écosse	7,12	3,40	3,72	55,50
Nouveau-Brunswick	11,49	5,75	5,74	50,04
Québec	6,34	1,49	4,85	23,50
Manitoba	1,17	0,60	0,57	51,28
Saskatchewan	1,31	0,50	0,81	38,17
Alberta	3,04	1,71	1,33	56,25
Colombie-Britannique	6,46	3,43	3,03	53,10

pondent pas exactement à ceux publiés par Statistique Canada, notamment pour les deux années les plus récentes, 1981 et 1986. Cet écart a deux causes.

La première est le fait que le recensement et l'Enquête sur la population active (EPA) recueillent des renseignements au sujet de la situation sur le marché du travail de façons différentes. Les données du recensement sont

Graphique 1

Écarts de taux de chômage : éléments structurels et non structurels[1], 1971, 1981 et 1986 (d'après le recensement)



1 En fonction du recensement.

basées sur les réponses ponctuelles fournies par les personnes à des questions écrites visant à établir la situation sur le marché du travail. Le peu de familiarité avec les questions et le manque d'intérêt sont d'importantes sources d'erreurs potentielles. Dans l'Enquête sur la population active, des questions semblables sont posées de façon répétée, par des interviewers formés, sur une période de six mois. Par conséquent, les répondants risquent moins de mal comprendre les questions et les interviewers risquent moins d'être la source de déclarations erronées et de toute classification erronée qui en résulterait.

La deuxième cause d'écart provient du fait que l'Enquête sur la population active utilise la définition du chômage de 1981, tandis que, dans la présente étude, nous utilisons la définition de 1971 pour les trois années retenues, pour faciliter les comparaisons dans le temps.

Au tableau 7, on peut voir les taux de chômage effectifs et les taux corrigés qui sont conformes aux taux de l'EPA enregistrés au moment de chaque recensement. Le tableau 8 et le graphique 2 montrent les écarts dans les taux de chômage des provinces (par rapport à ceux de l'Ontario), ventilés en éléments structurels et non structurels, selon les données de l'EPA. Nous avons rendu les données du recensement comparables à celles de l'EPA de la façon suivante : nous avons corrigé à la hausse ou à la baisse les taux de chômage structurel en fonction du ratio du taux de chômage, selon l'EPA, au taux de chômage de l'échantillon selon le recensement pour l'année et la province en question. Pour obtenir l'écart global pour chaque province, nous avons calculé la différence entre les taux de chômage selon l'EPA pour cette province et pour l'Ontario. Nous avons déterminé les écarts structurels en calculant la

Tableau 7

Taux de chômage corrigés en fonction de la composition professionnelle, 1971, 1981 et 1986 (d'après l'EPA)

	1971		1981		1986	
	Réel	Corrigé	Réel	Corrigé	Réel	Corrigé
Terre-Neuve	6,5	5,81	12,4	7,75	17,5	10,34
Île-du-Prince-Édouard	..	..	8,0	..	10,4	7,28
Nouvelle-Écosse	6,0	5,74	8,8	6,86	12,0	9,34
Nouveau-Brunswick	5,8	5,58	10,6	7,08	14,4	10,02
Québec	7,7	6,67	9,8	8,08	10,1	9,07
Ontario	5,3	5,30	6,5	6,50	7,0	7,00
Manitoba	5,3	5,44	4,9	4,94	6,4	5,99
Saskatchewan	2,2	2,53	3,6	4,49	6,9	6,54
Alberta	4,5	4,53	2,9	3,71	10,1	8,56
Colombie-Britannique	7,4	6,39	5,5	5,18	11,3	8,66

Tableau 8

Écarts de chômage entre les provinces : ventilation selon les éléments structurels et non structurels (d'après l'EPA)

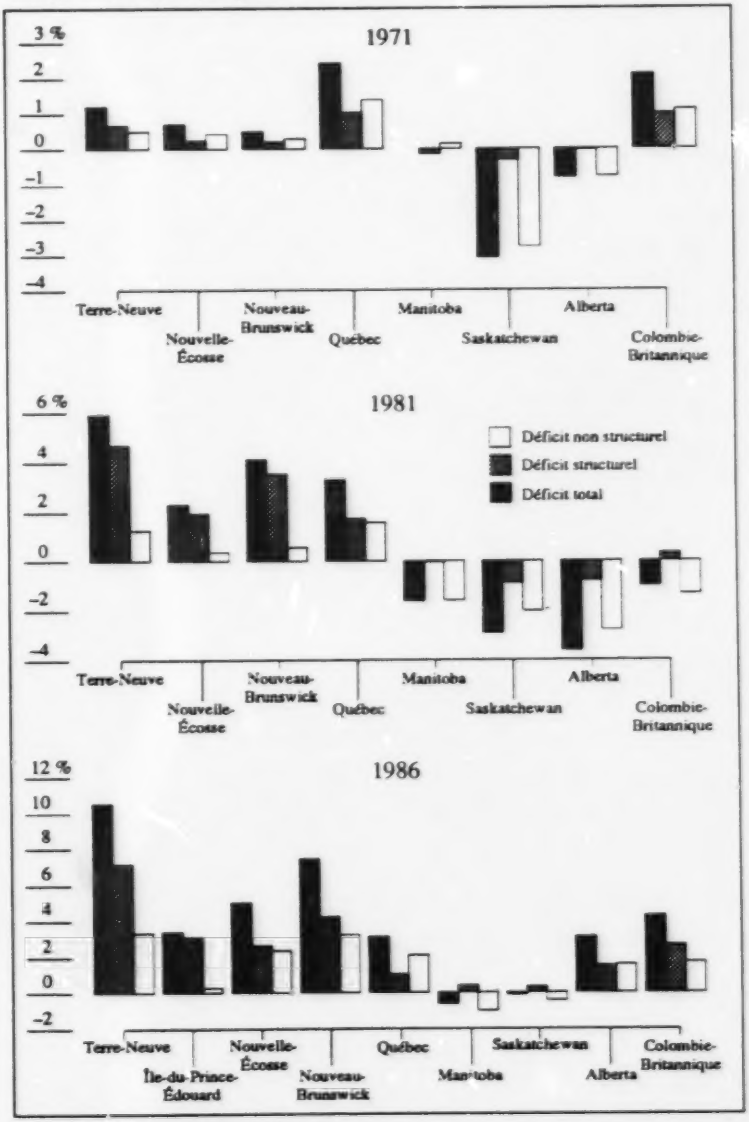
	Écart réel	Élément structurel	Élément non structurel
1971			
Terre-Neuve	1,20	0,69	0,51
Nouvelle-Écosse	0,70	0,26	0,44
Nouveau-Brunswick	0,50	0,22	0,28
Québec	2,40	1,03	1,37
Manitoba	–	–0,14	0,14
Saskatchewan	–3,10	–0,33	–2,77
Alberta	–0,80	–0,03	–0,77
Colombie-Britannique	2,10	1,01	1,09
1981			
Terre-Neuve	5,90	4,65	1,25
Nouvelle-Écosse	2,30	1,94	0,36
Nouveau-Brunswick	4,10	3,52	0,58
Québec	3,30	1,72	1,58
Manitoba	–1,60	–0,04	–1,56
Saskatchewan	–2,90	–0,89	–2,01
Alberta	–3,60	–0,81	–2,79
Colombie-Britannique	–1,00	0,32	–1,32
1986			
Terre-Neuve	10,50	7,16	3,34
Île-du-Prince-Édouard	3,40	3,12	0,28
Nouvelle-Écosse	5,00	2,66	2,34
Nouveau-Brunswick	7,40	4,20	3,20
Québec	3,10	1,03	2,07
Manitoba	–0,60	0,41	–1,01
Saskatchewan	–0,10	0,36	–0,46
Alberta	3,10	1,54	1,56
Colombie-Britannique	4,30	2,64	1,66

différence entre le taux de chômage de la province selon l'EPA et le taux de chômage corrigé de l'influence de la structure économique et redressé en fonction de l'EPA. Enfin, nous avons déterminé les écarts non structurels en calculant la différence entre le taux de chômage de l'Ontario selon l'EPA et les taux de chômage corrigés de l'influence de la structure économique et redressés en fonction de l'EPA.

La taille proportionnelle des écarts calculés de cette façon et selon les données du recensement n'est pas la même parce que nous avons pondéré le taux

Graphique 2

Écarts de taux de chômage : éléments structurels et non structurels[1], 1971, 1981 et 1986 (d'après l'EPA)



1 Selon l'Enquête sur la population active.

de chômage corrigé et non les écarts. Comme le facteur de pondération diffère d'une province à l'autre, les écarts de taux de chômage peuvent être différents et le sont, tant en termes absolus que relatifs.

Questions d'interprétation

Ces estimations sont importantes en ce qu'elles quantifient l'incidence de diverses structures économiques sur les taux de chômage des provinces à des moments déterminés. Les résultats indiquent la mesure dans laquelle les disparités observées sont fonction de différences de structure économique. Les écarts qui restent découlent de différences dans les coefficients estimés d'une région à l'autre.

L'écart non structurel

Dans un modèle d'équilibre général avec concurrence parfaite entre les industries et les régions, la probabilité de chômage dans un secteur industriel devrait être la même, peu importe la province. Sur le plan empirique, cela veut dire que dans l'équation (9), les β_T devraient être les mêmes d'une province à l'autre ($\beta_{ijt} = \beta_{ikt} \forall k, j \varepsilon$ provinces). Dans une large mesure, les exigences de la théorie de la concurrence se trouvent satisfaites. La main-d'œuvre au Canada est relativement mobile, avec environ 1 % de la population adulte qui change de province de résidence à chaque année. Le capital, du moins sous ses formes les plus liquides, est extrêmement mobile, tandis que la technologie est largement disponible et très homogène. Pourtant, les coefficients estimés diffèrent d'une région à l'autre. Notre analyse statistique n'indique pas pourquoi le comportement diffère d'une province à l'autre, elle ne fait que révéler qu'il diffère. Nous pouvons toutefois faire des conjectures éclairées sur les raisons pour lesquelles les β estimés diffèrent.

Selon une explication, nous n'avons pas mesuré la structure économique de façon suffisamment détaillée. Il se peut que, même aux niveaux inférieurs de désagrégation utilisée dans la présente étude, il reste d'importantes différences interprovinciales dans la composition des sous-groupes et que les différences dans les β estimés continuent de traduire un biais d'agrégation[6].

Si, en effet, le biais d'agrégation reste un problème important du point de vue quantitatif, nos calculs auront tendance à sous-estimer l'importance de la structure économique dans l'explication des disparités interprovinciales des taux de chômage. Si toutefois le biais d'agrégation restant ne joue qu'un faible rôle quantitatif, les différences observées dans les β estimés traduisent des différences *réelles* dans la façon dont les marchés du travail fonctionnent dans différentes provinces.

Deux catégories de facteurs pourraient expliquer ces différences réelles. La première se retrouve sous la rubrique générale des institutions. On peut facilement penser à des facteurs particuliers aux régions qui peuvent avoir un effet sur le fonctionnement des marchés du travail; des différences dans les politiques des gouvernements provinciaux, par exemple, peuvent avoir un effet sur les incitations ou le fonctionnement des marchés du travail. (Parmi ces politiques, on peut citer les différences entre les lois provinciales du salaire minimum, les subventions aux industries et la réglementation des relations de travail.) De même, certaines politiques fédérales ont un contenu régional qui varie d'une province à l'autre. On a souvent cité la plus grande générosité du régime d'assurance-chômage dans les régions où sévit un chômage élevé comme explication possible de ces niveaux élevés. De même, des attitudes culturelles à l'égard du travail propres à certaines régions peuvent influer sur l'offre de main-d'œuvre et les probabilités de chômage. On a cité la propagation des salaires des régions à forte productivité vers les régions à faible productivité [voir Drewes 1987; Burns 1990] comme cause de chômage dans les provinces de l'Atlantique, ce qui donnerait des coefficients estimés différents pour cette région.

La deuxième série de facteurs pouvant expliquer les différences réelles entre les β estimés se situe quelque part entre les explications portant sur le biais d'agrégation et sur les institutions. La situation géographique (proximité des marchés et des sources d'approvisionnement), l'abondance relative des ressources (au sens large), les conditions climatiques régionales et l'état du cycle économique régional (par opposition au cycle national) ont tendance à causer des variations dans les conditions qui régissent les marchés du travail dans les diverses régions de façons subtilement différentes. Ce sont des facteurs économiques externes qui diffèrent d'une province à l'autre et qui peuvent rendre une structure économique plus ou moins vulnérable au chômage.

Peu de gens nieraient qu'au moins une partie du succès économique du sud de l'Ontario est attribuable à sa proximité d'importants centres industriels et démographiques des États-Unis. À l'inverse, les provinces aux extrémités ouest et est du pays subissent un net désavantage au plan des coûts en raison de leur éloignement de ces centres. Les frais de transport, tant au sens comptable absolu qu'au sens spatial et culturel moins facilement quantifiable, constituent des obstacles réels aux échanges et nuisent à la compétitivité régionale. De même, les probabilités de chômage du secteur agricole d'une région frappée par la sécheresse seraient très différentes de celles du même secteur dans des régions qui en seraient épargnées. Il en va de même des probabilités liées aux entreprises évoluant dans des domaines où il existe une importante rente ricardienne, par rapport à des entreprises du même secteur dans des régions où cette rente est faible. La probabilité de chômage d'un mineur travaillant dans une mine d'or marginale à Terre-Neuve et celle d'un travailleur identique travaillant dans une mine très productive en Ontario ont

peu de chance d'être les mêmes. Dans cette analyse, de telles différences, qui sont en fait structurelles, se manifesteraient dans les β et non dans la structure[7].

Il n'y a aucun moyen de déterminer l'importance relative de ces trois catégories de facteurs. Tous jouent assurément un certain rôle. Des trois, il y en a deux (le biais d'agrégation et les facteurs qui font que les industries sont différentes d'une province à l'autre) qui constituent des erreurs de mesure. Les deux ont tendance à nous faire sous-estimer les différences de structure régionale et, par conséquent, l'influence de la structure dans l'explication du chômage. Donc, nous pouvons considérer que les estimations du chômage structurel dont nous faisons état ici sont des estimations minimales.

Le chômage structurel

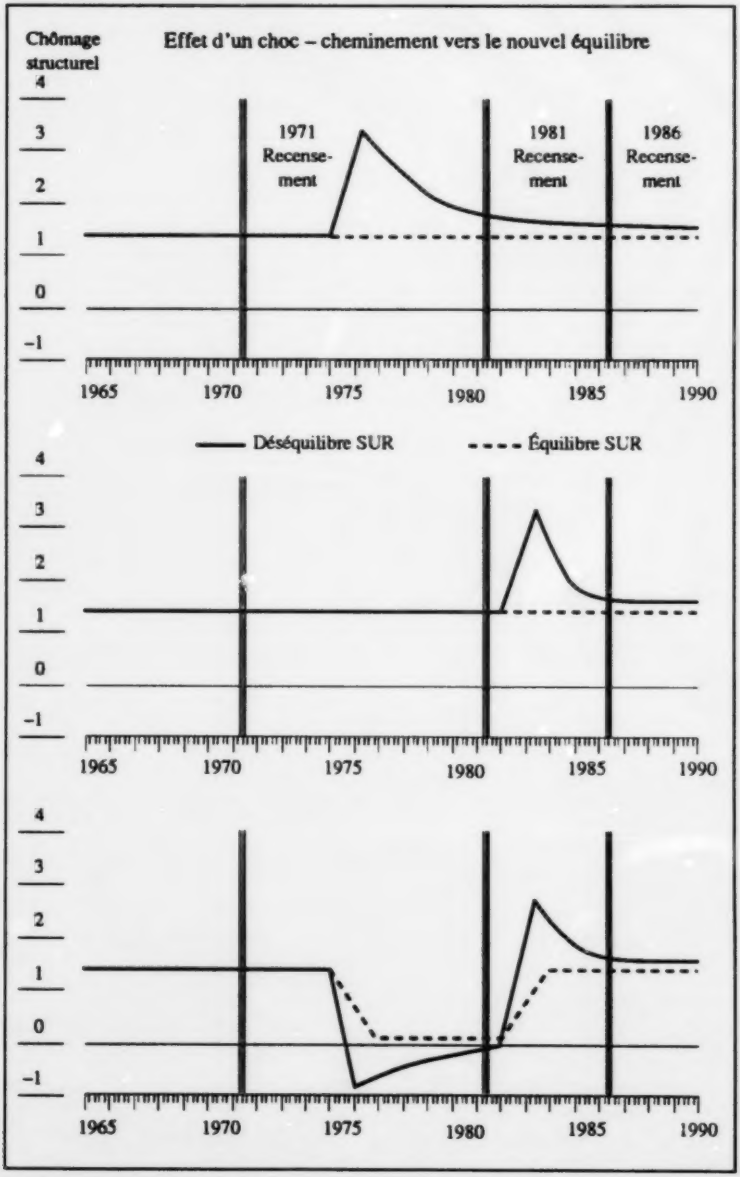
À plusieurs moments, nous avons souligné que l'incidence de la structure économique et l'ampleur de l'écart structurel ne sont pas indépendants des conditions économiques. Cela nous amène naturellement à nous demander si les estimations que nous présentons ici et la hausse progressive de la composante structurelle traduisent des anomalies du contexte économique au moment où les mesures ont été prises ou si elles traduisent de nouvelles tendances fondamentales. Dans ce qui suit, nous cherchons à éclairer la réaction probable de la dynamique du chômage structurel à divers genres de chocs.

Le graphique 3 illustre comment le niveau de chômage structurel pourrait réagir à un choc extérieur agissant sur la demande ou l'offre, ou encore de nature politique ou culturelle. Le premier volet montre le cheminement dynamique vers l'équilibre d'une économie ayant subi un choc en 1976; le deuxième montre le cheminement d'une économie qui a subi un choc en 1983; enfin, le troisième montre le cheminement d'une économie qui a subi deux chocs, un choc positif en 1976 et un choc négatif en 1982. Nous faisons l'hypothèse dans chaque cas que le choc fait en sorte, au début, que les probabilités de chômage dépassent leurs nouvelles valeurs d'équilibre. Le nouveau niveau d'équilibre du chômage structurel est le même que le niveau initial dans les volets 1 et 3, tandis que le volet 2 illustre le cas où le nouvel équilibre est supérieur à l'équilibre initial. Dans les trois cas, le niveau de chômage structurel atteint son point le plus élevé immédiatement après le choc et diminue à mesure que l'économie se rapproche de son nouveau niveau d'équilibre.

Les conséquences et l'interprétation d'une mesure donnée de l'écart structurel d'une économie dépendent fondamentalement du moment où se prend cette mesure : peu après un choc, la mesure est dominée par des effets de déséquilibre; après une période de stabilité relative, la mesure traduit alors

Graphique 3

Chômage structurel : équilibre et déséquilibre, 1971, 1981 et 1986



plus précisément l'écart structurel d'équilibre de l'économie. Dans le premier volet du graphique 3, les mesures prises en 1971 et 1986 sont des indicateurs plus ou moins bons de l'écart structurel d'équilibre de l'économie tandis que dans le deuxième volet, la mesure prise en 1986 est plus ou moins dominée par des effets de déséquilibre.

Nos données ne nous permettent pas de faire la différence entre les éléments d'équilibre et de déséquilibre du chômage structurel. Elles ne nous permettent pas non plus de parler de la rapidité relative avec laquelle diverses économies se sont adaptées. Toutefois, un examen de l'évolution du chômage structurel dans le temps, conjugué à des renseignements supplémentaires sur la nature et les moments où sont survenus les chocs subits par différentes provinces, nous permet de faire des conjectures sur l'importance relative des effets d'équilibre et de déséquilibre.

Analyse des estimations

Nous avons des raisons de croire que la baisse du chômage structurel au Québec de 1981 à 1986 traduit un effet semblable à celui qui est illustré dans le premier volet du graphique 3. L'effet combiné des crises pétrolières, de la réduction des droits de douane, de l'accroissement de la concurrence étrangère et des remous politiques des années 70 ont infligé un important choc à l'économie québécoise et ont suscité d'importants changements dans sa structure. Dès 1986, l'économie québécoise avait déjà connu une transformation importante. De vieilles industries (comme le textile, le vêtement et le raffinage du pétrole) avaient été remplacées ou transformées en nouveaux secteurs concurrentiels. En même temps, la dépendance à l'égard des sources extérieures d'initiative a cédé la place à l'émergence d'une élite entrepreneuriale locale et de divers programmes, comme le Régime d'épargne-actions du Québec, qui ont favorisé le développement de sources internes de capital de risque.

L'expérience de la Colombie-Britannique se reflète largement dans le deuxième volet. La Colombie-Britannique a traversé les années 70 de façon relativement sereine et ce n'est qu'après le début de la récession de 1981-1982, en réaction à des taux d'intérêt élevés et à la baisse des prix de ses principaux produits d'exportation, que l'industrie de la province a entrepris une restructuration majeure. Cette restructuration ne semblait pas encore achevée en 1986 et nous pensons qu'une part importante du chômage structurel révélé au tableau 6 représente un chômage structurel de déséquilibre.

Le troisième volet traduit l'évolution qui semble s'être produite en Alberta. Les chocs pétroliers ont eu pour effet initial de favoriser l'expansion de l'économie albertaine. Les taux de chômage structurel d'équilibre et de déséquilibre ont vraisemblablement diminué à mesure que les facteurs de production

ont été orientés vers le secteur pétrolier. La diminution des prix du pétrole et la récession de 1981-1982 ont inversé le processus; ces événements contribuent à expliquer l'accroissement spectaculaire du chômage structurel qui s'est produit dans cette province jusqu'en 1986, dont une partie considérable appartient à la catégorie du chômage de déséquilibre.

Les niveaux de chômage structurel qui sont restés élevés et ont augmenté dans les provinces de l'Atlantique indiquent un sérieux problème d'adaptation. En 1971, les écarts de chômage avec l'Ontario étaient relativement faibles. En 1981, toutefois, le chômage structurel était beaucoup plus élevé dans toutes les provinces de l'Atlantique, ce qui donne à penser que les changements survenus dans l'économie mondiale et l'économie canadienne au cours de la décennie avaient nui de façon disproportionnée à cette région. Pendant la reprise, le problème s'est en fait aggravé, sauf en Nouvelle-Écosse. Cela indiquerait que la structure économique de ces provinces n'a pas réussi à s'adapter.

Les deux provinces des Prairies présentent un profil relativement stable dans le temps. Tant en 1971 qu'en 1981, leurs taux de chômage n'étaient que légèrement plus faibles que ceux de l'Ontario, des différences de structure économique expliquant à peu près la moitié de l'écart. En 1986, l'écart et la valeur du chômage expliqué par la structure économique étaient demeurés à peu près les mêmes, bien que la direction était inversée. Il est impossible de dire si cela est attribuable à des conditions favorables en Ontario ou à un choc défavorable dans les Prairies.

Résumé et conclusion

Notre série de données n'est pas suffisamment raffinée pour nous permettre de faire la distinction entre les effets d'équilibre et de déséquilibre, entre les fausses variations des β (effets d'agrégation) et les effets résultant de réalités économiques régionales (effets géographiques). Il est vraisemblable que, dans certaines provinces, un biais d'agrégation résiduel entraîne une surestimation de l'écart de chômage corrigé de l'influence de la composition professionnelle. À l'inverse, il peut entraîner une sous-estimation dans d'autres provinces. Néanmoins, l'écart donne une indication de la mesure dans laquelle les taux de chômage régionaux pourraient être sensibles à des politiques visant à changer les probabilités de chômage régionales par opposition à des politiques visant à changer la structure industrielle des économies régionales. Lorsque l'écart est faible, notre analyse donne à penser qu'il faudrait consacrer relativement peu d'effort à cette fin. Lorsque l'écart reste grand, nous avons une indication de la mesure dans laquelle les taux de chômage pourraient être réduits par des changements au niveau du fonctionnement des marchés du travail provinciaux.

Bien entendu, ces écarts constituent des mesures approximatives. Ils indiquent les possibilités de réduction des disparités. Il faudrait faire une analyse institutionnelle beaucoup plus détaillée pour déterminer dans quelle mesure on pourrait concrétiser ces réductions, dans quelle mesure les facteurs de comportement sont sensibles aux politiques et quelles politiques seraient les plus efficaces.

Comme c'est souvent le cas dans les travaux empiriques, des problèmes de données ont limité la portée de la présente étude. Il reste encore à déterminer la tendance à la sous-estimation, en raison d'un biais d'agrégation, des mesures intertemporelles de l'incidence des changements de la structure économique faites à partir de données chronologiques agrégées.

Nos résultats actuels indiqueraient qu'il pourrait s'être produit un changement dans le fonctionnement des marchés du travail. Ce ne sont toutefois là que des indications. L'évolution d'une année à l'autre de la définition de certaines catégories de structure économique nous empêche de pouvoir tenir pour constante la structure d'une province afin d'isoler l'influence des changements de structure sur le niveau de chômage d'une année à l'autre. Un tel calcul deviendrait possible s'il y avait une plus grande cohérence dans la présentation (classification) des données de recensement d'une année à l'autre et s'il y avait un échantillonnage plus fréquent.

La question est très importante. Dans l'état actuel des choses, les calculs basés sur des données chronologiques agrégées indiquent très clairement que les changements intertemporels de structure économique ont très peu d'incidence sur l'évolution du chômage. Cela a pour conséquence que la politique devrait porter moins sur le type de marchés du travail qui sont apparus que sur la façon dont leur fonctionnement a évolué. Si, toutefois, comme nos mesures désagrégées des écarts interprovinciaux semblent l'indiquer, au moins une partie de l'évolution des taux de chômage provinciaux peut s'expliquer par des changements au niveau de la structure économique provinciale, des politiques très différentes peuvent alors s'imposer.

Nous avons présenté des estimations des taux de chômage corrigés de l'influence de la structure économique pour les 10 provinces canadiennes. Ces estimations donnent à penser que jusqu'à 50 % de l'écart entre le taux de l'Ontario et ceux des autres provinces pourrait s'expliquer par la structure économique. Nous avons fait des estimations à l'aide d'une méthode analogue à celles utilisées par des auteurs américains pour mesurer l'influence de la structure économique aux États-Unis. Notre méthode diffère des leurs par l'utilisation d'un modèle de probabilités individuelles de chômage pour estimer les probabilités conditionnelles de chômage au lieu de tableaux à double entrée, comme dans les études antérieures. Cette innovation permet de définir la structure économique de façon beaucoup plus poussée et désagrégée.

La plus grande précision de la définition de la structure permet d'éviter certains problèmes qui ont pu faire que l'on a sous-estimé antérieurement l'incidence de la structure économique (voir l'appendice A).

Appendice A

Au tableau A-1, nous faisons l'hypothèse de deux régions (1 et 2) ayant chacune deux industries (*a* et *b*) et deux professions (*x* et *y*). Nous avons construit le tableau de telle façon que chaque industrie de chaque région ait la même population active et que le taux de chômage dans chaque paire industrie/profession soit le même dans les deux régions. La seule différence entre les deux régions est que la région 2 a proportionnellement plus de travailleurs dans la profession *y* et l'industrie *b* que la région 1. Le troisième volet du tableau fait voir les taux de chômage par industrie dans chacune des régions, en ignorant les différences professionnelles. Le taux de chômage de la région 1 est de 60/400 = 15 %, tandis que, dans la région 2, il est de 66/400 = 16,5 %. La question qui se pose est de savoir si la différence est attribuable à la structure ou au comportement.

$$UR_1^C = \frac{200}{200+200} * 15 + \frac{200}{200+200} * 15 = 15,$$

$$UT_2^C = \frac{200}{200+200} * 15 + \frac{200}{200+200} * 18 = 16{,}5. \qquad \text{(A-1)}$$

Tableau A-1

Répartition de la population active par industrie, profession et région

	Région 1		Région 2	
	Industrie *a*	Industrie *b*	Industrie *a*	Industrie *b*
Profession *x*				
U	15	10	15	4
N	100	100	100	40
UR_{ij}	15	10	15	10
Profession *y*				
U_{ij}	15	20	15	32
N_{ij}	100	100	100	160
UR_{ij}	15	20	15	20
Total				
U_i	30	30	30	36
N_i	200	200	200	200
UR_i	15	15	15	18

Si nous devions calculer le taux de chômage corrigé à partir d'une ventilation par industrie uniquement, nous conclurions que l'influence de la structure est nulle. Par hypothèse, les parts des industries dans la population active sont les mêmes dans chaque région. Il ressort de l'équation (2) que le taux de chômage corrigé de l'influence de la structure économique sera le même que le taux de chômage observé dans chaque région. Cela semblerait indiquer qu'aucun des écarts de taux de chômage entre les régions ne pourrait être attribué à des différences de structure industrielle.

Une telle conclusion est toutefois erronée et découle du fait que les deux industries ne sont pas homogènes. L'industrie *b* utilise plus de personnes dans la profession *y* dans la région 2 que dans la région 1. Dans ce cas, les probabilités de chômage sont déterminées simultanément par la profession et l'industrie. Faute de tenir compte de ce fait, on commet une erreur de spécification de l'équation du chômage corrigé de l'influence de la structure économique et on obtient des estimations biaisées[8].

L'équation (A-2) représente les taux de chômage corrigés en supposant la même répartition des professions et industries dans la région 2 que dans la région 1. Dans ce cas, l'influence de la structure est claire. Les taux de chômage corrigés sont les mêmes dans les deux régions, ce qui traduit le fait que les taux de chômage par profession et par industrie sont identiques dans les deux régions. La seule différence entre les régions est la répartition des professions dans l'industrie *b*, qui est biaisée en faveur de la profession *y*, à risques plus élevés, dans la région 1. Le taux de chômage corrigé de l'influence de la profession et de l'industrie attribue correctement tout l'écart interrégional des taux de chômage à des différences de structure économique.

$$UR_1^C = \frac{100}{100+100+100+100} \times 15 + \frac{100}{100+100+100+100} \times 10$$

$$+ \frac{100}{100+100+100+100} \times 15 + \frac{100}{100+100+100+100} \times 20$$

$$= 15.$$

$$UT_2^C = \frac{100}{100+100+100+100} \times 15 + \frac{100}{100+100+100+100} \times 10$$

$$+ \frac{100}{100+100+100+100} \times 15 + \frac{100}{100+100+100+100} \times 20$$

$$= 15. \qquad \text{(A-2)}$$

Le fait de ne pas isoler simultanément toutes les différences structurelles donne lieu à des estimations biaisées de l'impact de la structure économique. Il semblerait que les tentatives antérieures visant à mesurer l'impact de la structure économique aient souffert d'un tel biais d'agrégation. Entre autres, Perry, Hall et Summers ont cherché à mesurer l'influence des différences de structure économique sur le chômage, tant dans le temps que d'une région à l'autre. La définition de la structure employée dans ces trois études varie d'une étude à l'autre et à travers celles-ci. Perry [1970] a calculé un taux de chômage pour les États-Unis qui isolait les changements dans la composition de la population active selon l'âge et le sexe. Hall [1970] a essayé d'isoler les effets de la race, de l'âge, du sexe, de l'état civil et de la taille de la famille, entre autres, pour expliquer les écarts de taux de chômage entre les villes. Plus récemment, Summers [1986] a poursuivi les travaux de Hall en essayant d'isoler les effets de l'âge, du sexe, de l'état civil, de la structure industrielle et de la scolarité.

La méthode et la logique employées dans ces études ont un lien direct avec l'analyse figurant dans la première partie du présent rapport [voir les équations (1) à (3)]. Les études ne diffèrent que par la définition des sous-secteurs, des catégories démographiques dans le temps [Perry] ou de la structure industrielle soit d'une région à l'autre [Hall et Summers] soit dans le temps [Perry].

Ni Hall, ni Perry, ni Summers n'ont pu trouver d'effets structurels quantitativement significatifs. D'un point de vue intuitif et théorique, ces résultats ont été décevants. Une technologie largement accessible, des capitaux et de la main-d'œuvre mobiles et une économie relativement concurrentielle sont tous des éléments qui incitent à croire qu'il y a uniformisation des taux sectoriels d'utilisation des facteurs de production d'une région à l'autre. Si les écarts de taux de chômage entre les régions ne résultent pas de différences dans la structure économique, ils doivent découler de facteurs qui ont eu pour effet d'isoler les économies régionales des forces d'équilibre. Personne ne nie l'existence de ces forces. Il est toutefois difficile d'accepter qu'elles expliquent pratiquement toute la différence dans les taux de chômage régionaux et que la structure économique n'intervient pour pratiquement rien.

Au Canada, où les différences régionales sont encore plus prononcées qu'aux États-Unis, on s'attendrait à ce que la structure joue un rôle plus important. Le tableau A-2 fait voir les taux de chômage corrigés, calculés selon la méthode utilisée par Summers, Perry et Hall à l'aide des données du recensement de 1981. Comme dans le cas des études faites aux États-Unis, une très faible partie de la variation des taux de chômage régionaux est expliquée par la composition de la population active selon l'âge et le sexe, selon l'industrie ou selon la profession.

L'importance du biais d'agrégation implicite dans cette approche ressort lorsque l'on compare ces taux de chômage corrigés à ceux du tableau 3.

Tableau A-2

Taux de chômage provinciaux[1], 1981

	Taux de chômage	Corrigé	Écart
Décomposition selon l'âge et le sexe			
Terre-Neuve	20,22	19,79	0,43
Nouvelle-Écosse	13,72	13,69	0,03
Nouveau-Brunswick	17,92	17,64	0,28
Québec	13,59	13,87	–0,28
Ontario	8,31	8,31	–
Manitoba	7,98	7,90	0,08
Saskatchewan	6,11	6,23	–0,12
Alberta	5,37	5,20	0,17
Colombie-Britannique	9,02	9,06	–0,04
Canada	10,03	10,07	–0,04
Décomposition selon l'industrie			
Terre-Neuve	20,22	18,89	1,33
Nouvelle-Écosse	13,72	13,17	0,55
Nouveau-Brunswick	17,92	15,63	2,29
Québec	13,59	11,76	1,83
Ontario	8,31	8,31	–
Manitoba	7,98	8,68	–0,70
Saskatchewan	6,11	6,93	–0,82
Alberta	5,37	6,50	–1,13
Colombie-Britannique	9,02	8,94	–0,08
Canada	10,03	9,63	0,40
Décomposition selon la profession			
Terre-Neuve	20,22	16,49	3,73
Nouvelle-Écosse	13,72	12,56	1,16
Nouveau-Brunswick	17,92	14,82	3,10
Québec	13,59	11,60	1,99
Ontario	8,31	8,31	–
Manitoba	7,98	8,48	–0,50
Saskatchewan	6,11	6,80	–0,69
Alberta	5,37	6,38	–1,01
Colombie-Britannique	9,02	8,83	0,19
Canada	10,03	9,45	0,58

1 Corrigé en fonction de la répartition selon les caractéristiques démographiques, le secteur industriel et la profession.

Notes

1 L'équivalent intertemporel de l'équation (2) ne tient compte que d'une économie *j* et maintient constants les taux de chômage sectoriels à leurs valeurs d'une quelconque année de base. Le taux de chômage corrigé de l'influence de la structure économique est alors le taux de chômage qui aurait été observé si les taux de chômage sectoriels avaient été les mêmes que dans l'année de base, tandis que les parts de la population active suivaient leur progression historique. Pour un exemple de ce type de calcul, voir Burns [1990].

2 Cette façon de penser peut déconcerter les personnes habituées à concevoir le chômage structurel au sens keynésien traditionnel. Mais il ne doit pas forcément en être ainsi. La mesure du chômage structurel élaborée dans le présent document est un concept général qui traite comme un cas spécial la notion keynésienne d'un taux de chômage non cyclique attribuable aux caractéristiques frictionnelles et compositionnelles d'une structure économique particulière. Lorsque la demande globale est en équilibre avec l'offre, notre notion et la notion keynésienne sont identiques.

3 Howitt et McAfee [1987] présentent un intéressant modèle théorique de la recherche d'un emploi qui tient compte du chômage imputable à une demande insuffisante, du chômage lié à la recherche d'emploi et, si on le prolonge quelque peu, des divers taux de chômage qui sévissent sur divers marchés du travail.

4 Je tiens à remercier le professeur Greene pour son précieux soutien. L'ampleur du problème auquel nous nous sommes attaqué a poussé son programme bien au-delà des limites de sa conception et, à plus d'une occasion, le professeur Greene nous a aimablement fourni une solution qui a permis la poursuite de l'analyse.

5 Amemiya [1981, p. 1502-1507] analyse diverses façons d'évaluer les modèles qualitatifs à variables dépendantes. La relative faiblesse de la proportion de chômeurs correctement prédite par rapport à la proportion de situations sur le marché du travail correctement prédite est indiquée par le fait que notre modèle a prédit correctement 98,5 % de toutes les situations individuelles sur le marché du travail en 1971 pour la région de l'Atlantique, tandis que seulement 25,4 % des chômeurs ont été correctement identifiés. De tels écarts sont courants dans les modèles binaires où la majorité des observations se retrouve dans une catégorie.

6 Si nous prenons pour exemples les industries de la mise en conserve et des pièces d'automobile (deux industries manufacturières issues de notre classification des industries), il se peut que la probabilité de chômage

associée à chacune soit la même dans toutes les provinces, mais si la probabilité de chômage dans l'industrie de la mise en conserve est différente de celle de l'industrie des pièces d'automobile et si les proportions de travailleurs employés dans ces deux industries diffèrent d'une province à l'autre, la probabilité de chômage moyenne du secteur manufacturier différera aussi d'une province à l'autre. Cette différence moyenne se traduira par des coefficients estimés différents.

7 Dans la mesure où ces différences servent à rendre une industrie ou un secteur différent d'un autre, leur effet sur les coefficients estimés est analytiquement identique au biais d'agrégation. Dans ce cas, c'est la qualité de la ressource ou le climat qui crée une distinction entre les industries. À l'intérieur du groupe industriel A, il y a deux sous-secteurs comprenant des entreprises respectivement dotées de ressources riches et pauvres. De toute évidence, si on empruntait un raisonnement réductionniste, toutes les différences seraient attribuables à la structure, en supposant que celle-ci soit définie avec une précision suffisante. La ligne de démarcation entre les effets structurels et les effets de comportement sera toujours arbitraire dans une certaine mesure. La limite entre la structure et le comportement est tracée en fonction des données disponibles et des considérations pragmatiques comme l'utilité d'une désagrégation plus poussée. Dans notre cas, ce sont les données qui ont constitué le facteur limitatif.

8 L'erreur de spécification provient du fait que l'équation (4) ci-dessus suppose incorrectement que la probabilité de chômage dans une industrie est indépendante de la profession. Le biais provient du fait que le taux de chômage prévu pour toutes les personnes dans une industrie est incorrectement estimé à 0,18, tandis qu'il est en fait de 0,10 pour les personnes de la profession x et de 0,20 pour les personnes de la profession y.

Bibliographie

Amemiya, Takeshi [1981]. « Qualitative response models: a survey », *Journal of Economic Literature*, vol. 19, p. 1483-1536.

Blanchard, O. J. et Summers, L. H. [1986]. « Hysteresis and the European unemployment problem », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 1, p. 15-89.

Brooks, Clive et Volker, Paul A. [1983]. « Labour market success and failure: an analysis of the factors leading to the workforce destinations of the Australian population » dans *The Structure and Duration of Unemployment in Australia*, sous la direction de Paul A. Volker, Bureau of Labor Market and Research, Monographie n° 6, Canberra, Australian Government Publishing Service.

Burns, Andrew R. [1990]. « Le taux de chômage naturel : une analyse par région », Document de travail n° 2, Ottawa, Conseil économique du Canada.

_____ [1991]. « Unemployment in Canada, 1971, 1981, 1986: a breakdown of unemployment probabilities by sector and individual characteristics », Recherche effectuée pour le Conseil économique du Canada, Ottawa.

Drewes, T. [1987]. « Regional wage spillover in Canada », *Review of Economics and Statistics*, vol. 69, p. 224-231.

Greene, William [1988]. *LIMDEP: Version 5 User's Manual*, Département d'économique, École d'administration des affaires, New York, New York University.

Hall, Robert E. [1970]. « Why is the unemployment rate so high near full employment? », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 3, p. 369-402.

Heckman, James J. et MaCurdy, Thomas E. [1986]. « Labour econometrics » dans *Handbook of Econometrics*, sous la direction de Z. Griliches et M. D. Intriligator, Amsterdam, Elsevier Science Publishers.

Howitt, Peter et McAfee, Preston [1987]. « Costly search and recruiting », *International Economic Review*, vol. 28, p. 89-107.

Inglis, Paul A. et Volker, Paul A. [1983]. « Unemployment in Australia: an overview of some of the issues » dans *The Structure and Duration of Unemployment in Australia*, sous la direction de Paul A. Volker, Bureau of Labor Market and Research, Monographie n° 6, Canberra, Australian Government Publishing Service.

Inglis, Paul A. et Stromback, Thorsten [1986]. « Migrants' unemployment: the determinants of employment success », *The Economic Record*, vol. 62, p. 310-324.

Keynes, J. M. [1936]. *The General Theory of Employment, Interest and Money*, réimpression, 1978, Cambridge, Cambridge University Press, pour la Royal Economic Society.

Lilien, D. M. [1982]. « Sectoral shifts and cyclical unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 90, p. 777-793.

Perry, George L. [1970]. « Changing labor markets and inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 3, p. 411-441.

Statistique Canada [1975]. « Recensement du Canada de 1971, bandes échantillons à grande diffusion » (mars), Ottawa.

_____ [non daté]. « Recensement du Canada de 1981, bandes échantillons à grande diffusion », Ottawa.

_____ [1989]. « Recensement du Canada de 1986, fichier de microdonnées à grande diffusion sur les particuliers et guide de l'utilisateur » (novembre), Ottawa.

Summers, Lawrence H. [1986]. « Why is the unemployment rate so very high near full employment? », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, p. 339-396.

Liste des tableaux et graphiques

Tableaux

1	Statistique récapitulative de la régression, 1971, 1981 et 1986	13
2	Certaines estimations des paramètres, 1971, 1981 et 1986	14
3	Taux de chômage corrigés en fonction de la composition professionnelle, 1971	19
4	Taux de chômage corrigés en fonction de la composition professionnelle, 1981	20
5	Taux de chômage corrigés en fonction de la structure économique, 1986	20
6	Écarts de chômage entre les provinces : éléments structurels et non structurels, 1971, 1981 et 1986	21
7	Taux de chômage corrigés en fonction de la composition professionnelle, 1971, 1981 et 1986 (d'après l'EPA)	23
8	Écarts de chômage entre les provinces : ventilation selon les éléments structurels et non structurels (d'après l'EPA)	24
A-1	Répartition de la population active par industrie, profession et région	35
A-2	Taux de chômage provinciaux, 1981	38

Graphiques

1	Écarts de taux de chômage : éléments structurels et non structurels, 1971, 1981 et 1986 (d'après le recensement)	22
2	Écarts de taux de chômage : éléments structurels et non structurels, 1971, 1981 et 1986 (d'après l'EPA)	25
3	Chômage structurel : équilibre et déséquilibre, 1971, 1981 et 1986	29